

数 学 I (問題)

午前の部

1. 確率変数 X が正規分布 $N(\mu, \sigma^2)$ に従い、

$$P(X \leq 89) = 0.90$$

$$P(X \leq 94) = 0.95$$

であるとき、 μ および σ を求めよ。

ただし、 Z が $N(0, 1)$ に従うとき

$$P(Z \leq 1.28) = 0.90$$

$$P(Z \leq 1.64) = 0.95$$

2. X_1, \dots, X_n, \dots が独立な確率変数で $E(X_i) = \mu$, $V(X_i) = \sigma^2$ とする。

ϵ を任意の正の数として

$$|\bar{X} - \mu| > \epsilon, \quad \bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$$

となる確率は $n \rightarrow \infty$ のとき 0 に収束することをチェビシェフの不等式を用いて証明せよ。

3. X, Y が離散分布をする確率変数で、ある数 M があって

$$P(|X - Y| \leq M) = 1$$

とする。

$E(X)$ が有限ならば $|E(X) - E(Y)| \leq M$ であることを示せ。

午後の部

4. 区間 $[0, 1]$ 上に独立に 2 点 A, B を無作為にとり、 A と B の中点を M 点とする。 M の座標

を X とするとき

(1) X の分布関数と確率密度関数を求めよ。

(2) X の平均値と分散を求めよ。

5. 電話料金は、はじめの3分以内は a 円、3分以上は1分増すごとに b 円とし、1分未満は切り上げるものとする。通話時間 X は平均 λ の指数分布をするものとして、電話料金 Y の平均値を求めよ。

(注) 平均値 λ の指数分布の確率密度関数は $\frac{1}{\lambda} e^{-\frac{x}{\lambda}} \quad x \geq 0$

数 学 I (解 答)

1. $Z = \frac{X - \mu}{\sigma}$ とすると, Z は標準正規分布 $N(0, 1)$ に従う。

$$\text{従って } P(Z \leq 1.28) = 0.90 \quad P(Z \leq 1.64) = 0.95$$

$$\text{から, } P\left(\frac{X - \mu}{\sigma} \leq 1.28\right) = 0.90 \quad P\left(\frac{X - \mu}{\sigma} \leq 1.64\right) = 0.95$$

$$\therefore P(X \leq 1.28(\sigma - \mu)) = 0.90 \quad P(X \leq 1.64\sigma - \mu) = 0.95$$

上の式と

$$P(X \leq 89) = 0.90 \quad P(X \leq 94) = 0.95$$

$$\text{から } 1.28\sigma - \mu = 89 \quad 1.64\sigma - \mu = 94$$

$$\text{これを解いて } \sigma \doteq 14 \quad \mu \doteq 71$$

2. $V(\bar{X}) = \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^n V(X_i) = \frac{1}{n^2} \cdot n\sigma^2 = \frac{\sigma^2}{n}$, $E(\bar{X}) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n E(X_i) = \mu$

とチェビシェフの不等式

$$P(|\bar{X} - \mu| \geq h \sqrt{V(\bar{X})}) \leq \frac{1}{h^2}$$

$$\text{から, } P(|\bar{X} - \mu| \geq h \cdot \frac{\sigma}{h}) \leq \frac{1}{h^2}$$

$$\therefore P(|\bar{X} - \mu| \geq \epsilon) \leq \frac{1}{\epsilon^2 / (\frac{\sigma^2}{n})} = \frac{1}{\epsilon} \cdot \frac{\sigma^2}{n} \rightarrow 0 \quad (n \rightarrow \infty)$$

3. (X, Y) のとり得る値を各々 x_i, y_j として

X と Y の同時確率分布を

$$P_{ij} = P(X = x_i, Y = y_j)$$

とする。

$$P(|X - Y| \leq M) = 1 \quad \text{から, } P_{ij} \neq 0 \text{ である } i, j \text{ については}$$

$$|x_i - y_j| \leq M \text{ でなければならない}$$

$$\text{従って, } E(|X - Y|) = \sum_{i,j} P_{ij} |x_i - y_j| \leq \sum_{i,j} P_{ij} \cdot M = M$$

$$\begin{aligned} \text{次に } |E(X) - E(Y)| &= |E(X - Y)| = \left| \sum_{i,j} P_{ij} \cdot (x_i - y_j) \right| \\ &\leq \sum_{i,j} P_{ij} |x_i - y_j| \leq M \end{aligned}$$

$$\text{故に } |E(X) - E(Y)| \leq M$$

4. A, B の座標を X_1, X_2 とする。すると X_1, X_2 は独立な確率変数で、各々区間 $(0, 1)$ で一様分布をする。

$$X = \frac{X_1 + X_2}{2}$$

$$\begin{aligned} \text{だから } X_1 \text{ の確率密度関数 } f(x_1) &= 1 \quad (0 \leq x_1 \leq 1) \\ &= 0 \quad (x_1 < 0 \text{ および } 1 < x_1) \end{aligned}$$

から X_1 の分布関数は

$$\begin{aligned} F(x_1) = P(X_1 \leq x_1) &= \int_{-\infty}^{x_1} f(x_1) dx_1 = 0 \quad x_1 \leq 0 \\ &= x_1 \quad 0 \leq x_1 \leq 1 \\ &= 1 \quad 1 \leq x_1 \end{aligned}$$

従って X の分布関数は

$$F(x) = P(X \leq x) = P\left(\frac{X_1 + X_2}{2} \leq x\right) = \int_{\frac{x_1 + x_2}{2} \leq x} f(x_1, x_2) dx_1 dx_2$$

ここに $f(x_1, x_2)$ は X_1 と X_2 の同時確率密度関数で、

$$X_1 \text{ と } X_2 \text{ の独立性から } f(x_1, x_2) = f(x_1) \cdot f(x_2)$$

$$\therefore F(x) = \int_{\frac{x_1 + x_2}{2} \leq x} f(x_1) f(x_2) dx_1 dx_2$$

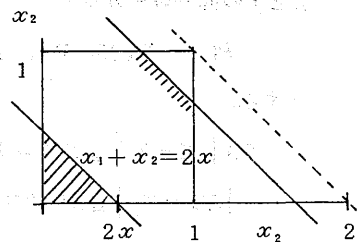
$f(x_1) \cdot f(x_2)$ は図の正方形内で1、その外では0

だから、 $F(x)$ は図の斜線を付した領域の面積に等しく

$$F(x) = 0 \quad (x \leq 0)$$

$$F(x) = \frac{1}{2} (2x)^2 = 2x^2 \quad (0 \leq x \leq \frac{1}{2})$$

$$F(x) = 1 - \frac{1}{2} (2 - 2x)^2 = 1 - 2(1 - x)^2 \quad (\frac{1}{2} \leq x \leq 1)$$



$$= -1 + 4x - 2x^2$$

$$F(x) = 0 \quad (1 \leq x)$$

これから X の確率密度函数 $f(x)$ は

$$f(x) = \frac{d}{dx} F(x) = 0 \quad (x \leq 0)$$

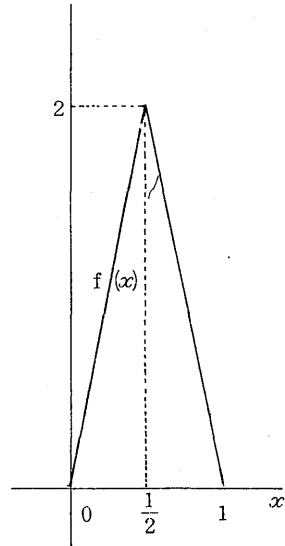
$$f(x) = \frac{d}{dx} F(x) = 4x \quad (0 \leq x \leq \frac{1}{2})$$

$$f(x) = \frac{d}{dx} F(x) = 4 - 4x \quad (\frac{1}{2} \leq x \leq 1)$$

$$f(x) = \frac{d}{dx} F(x) = 0 \quad (1 \leq x)$$

X の平均値は

$$\begin{aligned} E(x) &= \int_{-\infty}^{\infty} f(x) \cdot x \, dx = \int_0^1 f(x) \cdot x \, dx \\ &= \int_0^{\frac{1}{2}} 4x \cdot x \, dx + \int_{\frac{1}{2}}^1 (4 - 4x) \cdot x \, dx \\ &= \left[\frac{4}{3} x^3 \right]_0^{\frac{1}{2}} + \left[2x^2 - \frac{4}{3} x^3 \right]_{\frac{1}{2}}^1 = \frac{4}{3} \cdot \left(\frac{1}{2}\right)^3 + 2 - \frac{4}{3} - 2 \left(\frac{1}{2}\right)^2 + \frac{4}{3} \left(\frac{1}{2}\right)^3 \\ &= \frac{1}{2} \end{aligned}$$



X の分散は

$$\begin{aligned} E(X^2) &= \int_{-\infty}^{\infty} f(x) \cdot x^2 \, dx \\ &= \int_0^{\frac{1}{2}} 4x \cdot x^2 \, dx + \int_{\frac{1}{2}}^1 (4 - 4x) x^2 \, dx \\ &= \left[\frac{4}{3} x^3 \right]_0^{\frac{1}{2}} + \left[\frac{4}{3} x^3 - x^4 \right]_{\frac{1}{2}}^1 \\ &= \left(\frac{1}{2}\right) + \frac{4}{3} - 1 - \frac{4}{3} \cdot \left(\frac{1}{2}\right)^3 + \left(\frac{1}{2}\right)^4 \\ &= \frac{7}{24} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} V(X) &= E(X^2) - \{E(X)\}^2 = \frac{7}{24} - \left(\frac{1}{2}\right)^2 \\ &= \frac{1}{24} \end{aligned}$$

$$5. \quad \varphi(x) = \begin{cases} a & (0 \leq x \leq 3) \\ a+nb & (2+n < x \leq 3+n; \quad n=1, 2, \dots) \end{cases}$$

とおけば $Y = \varphi(X)$

$$P(Y=a) = P(0 \leq X < 3) = \int_0^3 \frac{1}{\lambda} e^{-\frac{x}{\lambda}} dx = 1 - e^{-\frac{3}{\lambda}}$$

$$\begin{aligned} P(Y=a+nb) &= P(2+n \leq X < 3+n) = \int_{2+n}^{3+n} \frac{1}{\lambda} e^{-\frac{x}{\lambda}} dx \\ &= e^{-\frac{2+n}{\lambda}} - e^{-\frac{3+n}{\lambda}} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{から} \quad E(Y) &= a \cdot P(Y=a) + \sum_{n=1}^{\infty} (a+nb) P(Y=a+nb) \\ &= a \cdot (1 - e^{-\frac{3}{\lambda}}) + \sum_{n=1}^{\infty} (a+nb) e^{-\left(\frac{2+n}{\lambda} - \frac{3+n}{\lambda}\right)} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} &= a \left\{ 1 - e^{-\frac{3}{\lambda}} + \sum_{n=1}^{\infty} \left(e^{-\frac{2+n}{\lambda}} - e^{-\frac{3+n}{\lambda}} \right) \right\} \\ &\quad + b \left\{ \sum_{n=1}^{\infty} n \left(e^{-\frac{2+n}{\lambda}} - e^{-\frac{3+n}{\lambda}} \right) \right\} \end{aligned}$$

$$= a + b \sum_{n=1}^{\infty} e^{-\frac{2+n}{\lambda}}$$

$$= a + b e^{-2} \cdot \sum_{n=1}^{\infty} e^{-\frac{n}{\lambda}}$$

$$= a + b e^{-3} \cdot \frac{1}{1 - e^{-\frac{1}{\lambda}}}$$